

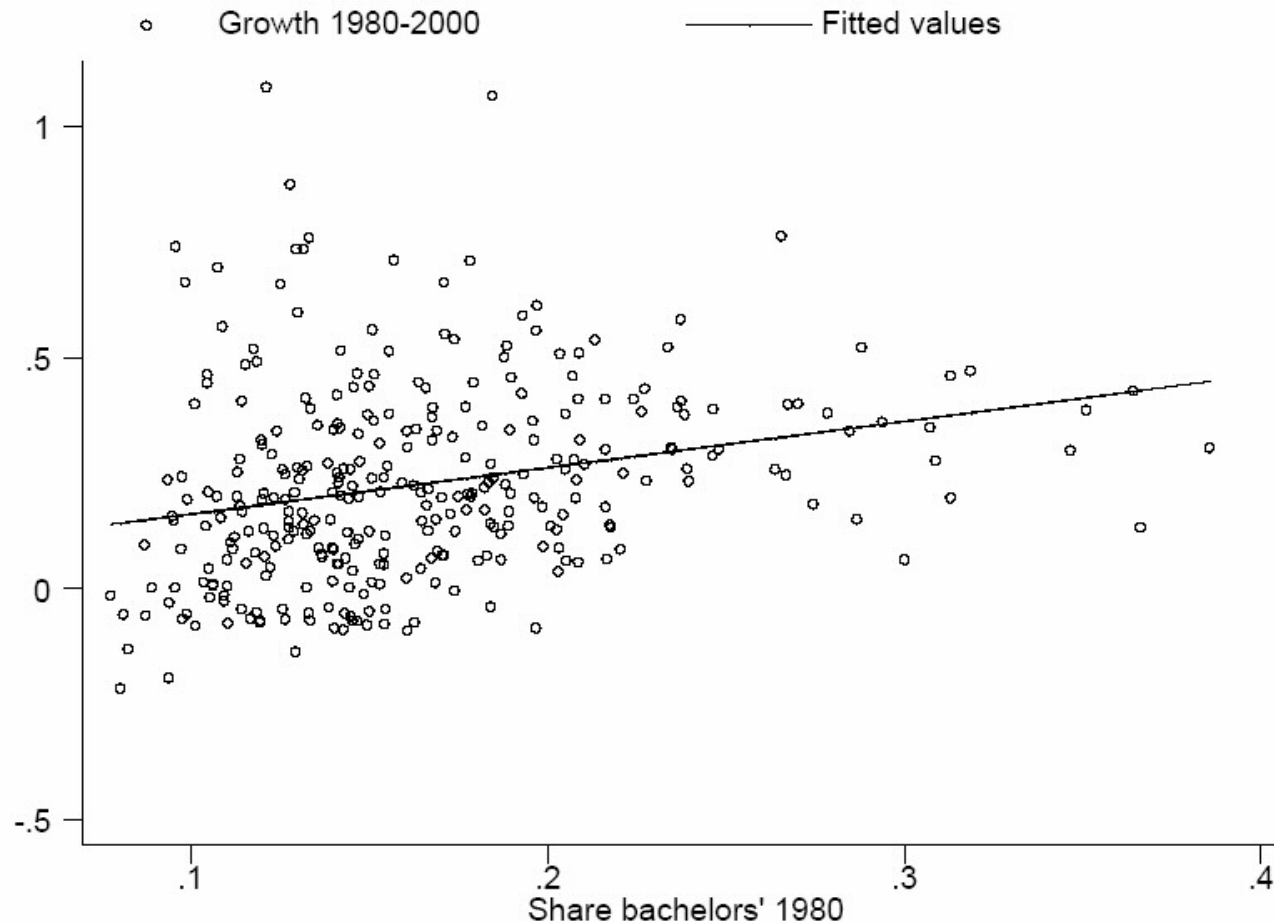
# **Regionale Konvergenz des Humankapitals in Deutschland (1977-2002)**

**Jens Südekum**

Johannes-Gutenberg Universität Mainz

Workshop „Wirtschaftspolitik für die rheinland-pfälzischen Regionen“  
Mainz, 22. Januar 2007

# Humankapital und totales regionales Beschäftigungswachstum in den USA



Populationsanteil einer Stadt (MSA) mit Bachelor-Abschluss signifikant positiv korreliert mit dem lokalen Populationswachstum.

Ähnliche Ergebnisse für räumliches Beschäftigungswachstum.

„The rise of the skilled city“  
(Edward Glaeser)

Quelle: Moretti (2004). Konsistente Evidenz in Simon (1998), Glaeser/Saiz (2003)

## Divergenz des Humankapitals in den USA

*“Cities that had a relatively high fraction of educated individuals in 1990 experienced larger increases [in the fraction of educated workers] between 1990 and 2000 than cities that had a relatively smaller fraction of educated individuals that year. As a consequence, the distribution of human capital across cities became more unequal during the 1990s. [...]”*

**Enrico Moretti** (Handbook of Regional and Urban Economics, 2004)

Konsistente Resultate bei Berry/Glaeser (PiRS 2005)

# Humankapital und regionales Wachstum in Westdeutschland (1977 – 2002)

- Theoretischer Hintergrund
- Deskriptive Fakten zur Entwicklung der räumlichen Verteilung des Humankapitals in Westdeutschland
- Empirische Spezifikation und Resultate
  - Einige Ähnlichkeiten, aber auch einige bedeutende Unterschiede zwischen Westdeutschland und den USA
- Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse, Vergleich mit den USA

## Theoretischer Hintergrund

Volkswirtschaft mit  $c=1, \dots, N$  Regionen/Städten

Qualifizierte Arbeitskräfte (H) regional mobil

Unqualifizierte Arbeitskräfte (L) regional immobil

Produktion eines frei handelbaren Gutes Y ( $p_Y=1$ ) in Firma j

$$y_{j,c} = A_c \left( \ell_{j,c} \right)^\alpha \left( h_{j,c} \right)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1$$

### Humankapitalexternalität

$$A_c = \varphi_c \cdot \left( H_c / L_c \right)^\gamma \quad \gamma \geq 0$$

→ Firma j produktiver in humankapitalintensiveren Städten

## Entlohnung auf kompetitivem Arbeitsmarkt

$$w_c^L = \alpha \cdot \varphi_c \cdot (H_c / L_c)^{1-\alpha+\gamma}$$

## (Inverse) Arbeitsangebotsfunktion unqualifizierter Arbeitskräfte

Annahme: Exogen gegebene Population  $\bar{L}_c$  in jeder Stadt c

$$w_c^L = (L_c^S)^\varepsilon \quad \varepsilon > 0$$

$$\Rightarrow L_c = (\alpha \varphi_c)^{1/(1-\alpha+\gamma+\varepsilon)} \cdot (H_c)^\psi \quad \psi = \frac{1-\alpha+\gamma}{1-\alpha+\gamma+\varepsilon} \in [0,1]$$

$$\rightarrow \partial L_c / \partial H_c > 0, \quad \partial w_c^L / \partial H_c > 0 \quad \text{auch wenn } \gamma = 0$$

## Lohnsatz für qualifizierte Arbeit in Stadt c

$$w_c^H = (1 - \alpha) \cdot (\alpha)^{\frac{\alpha - \gamma}{1 - \alpha + \gamma + \varepsilon}} \cdot (\varphi_c)^{\frac{1 + \varepsilon}{1 - \alpha + \gamma + \varepsilon}} \cdot (H_c)^{(1 - \psi)(\gamma - \alpha)}$$

### **Proposition:**

*Der nominale Lohnsatz  $w_c^H$  in Stadt c steigt (sinkt) mit dem lokalen Humankapitalbestand  $H_c$  wenn  $\gamma$  größer (kleiner) ist als  $\alpha$ .*

→ Externalität vs. neoklassischer Effekt

### Emprische Evidenz

- Identifikation der Externalität  $\gamma$  (Moretti, 2004)
- Lohnprämie in Städten bzw. Agglomerationsräumen (Glaeser/Maré, 2001; Yankow 2006; Möller/Haas, 2003)

## Lohnprämie → Räumliche Konzentration von Humankapital?

$$U_{ic} = Y_{ic} + \mu \cdot \log(B_{ic}) \quad \mu > 0$$

Fixer Wohnraumbestand  $\bar{B}_c$ , Preis  $p_c$

$$p_c \cdot \bar{B}_c = \mu [\bar{L}_c + H_c] \quad \partial p_c / \partial H_c > 0$$

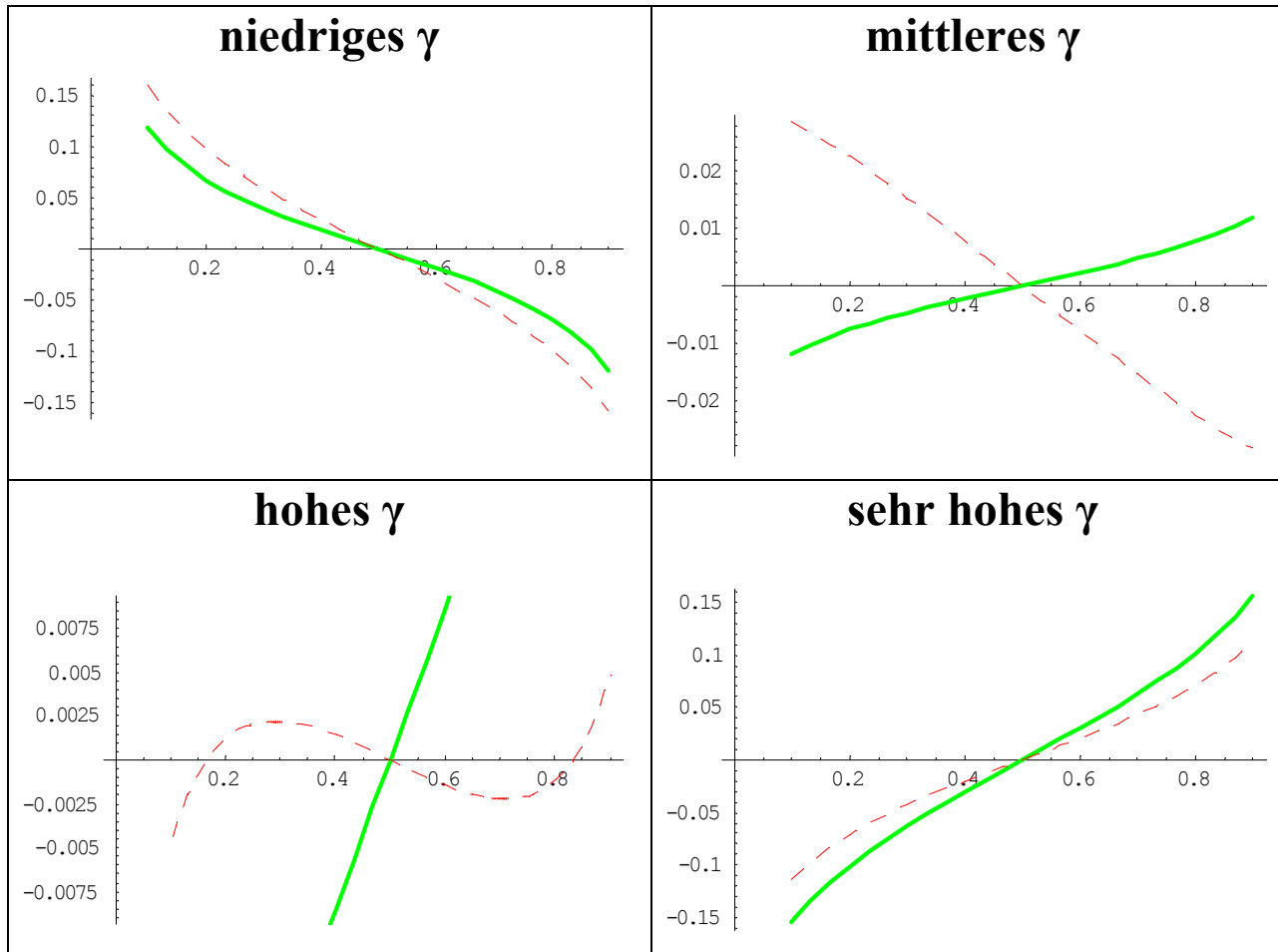
Nutzenniveau für Qualifizierte in Stadt c

$$\begin{aligned} V_c^H &= w_c^H - \mu \cdot \log(p_c) + \text{const.} \\ &= \tilde{\varphi}_c \cdot (H_c)^{(1-\psi)(\gamma-\alpha)} - \mu \cdot \log(\bar{L}_c + H_c) + \text{const.} \end{aligned}$$

$$\partial V_c^H / \partial H_c > 0 \quad \Rightarrow \quad \gamma > \alpha$$



# Illustration: Zwei identische Städte



Zwei identische Städte

→ gleiche Parameter  
B,  $\varphi$ ,  $\bar{L}$

Gleichmäßige Aufteilung  
des Humankapitals

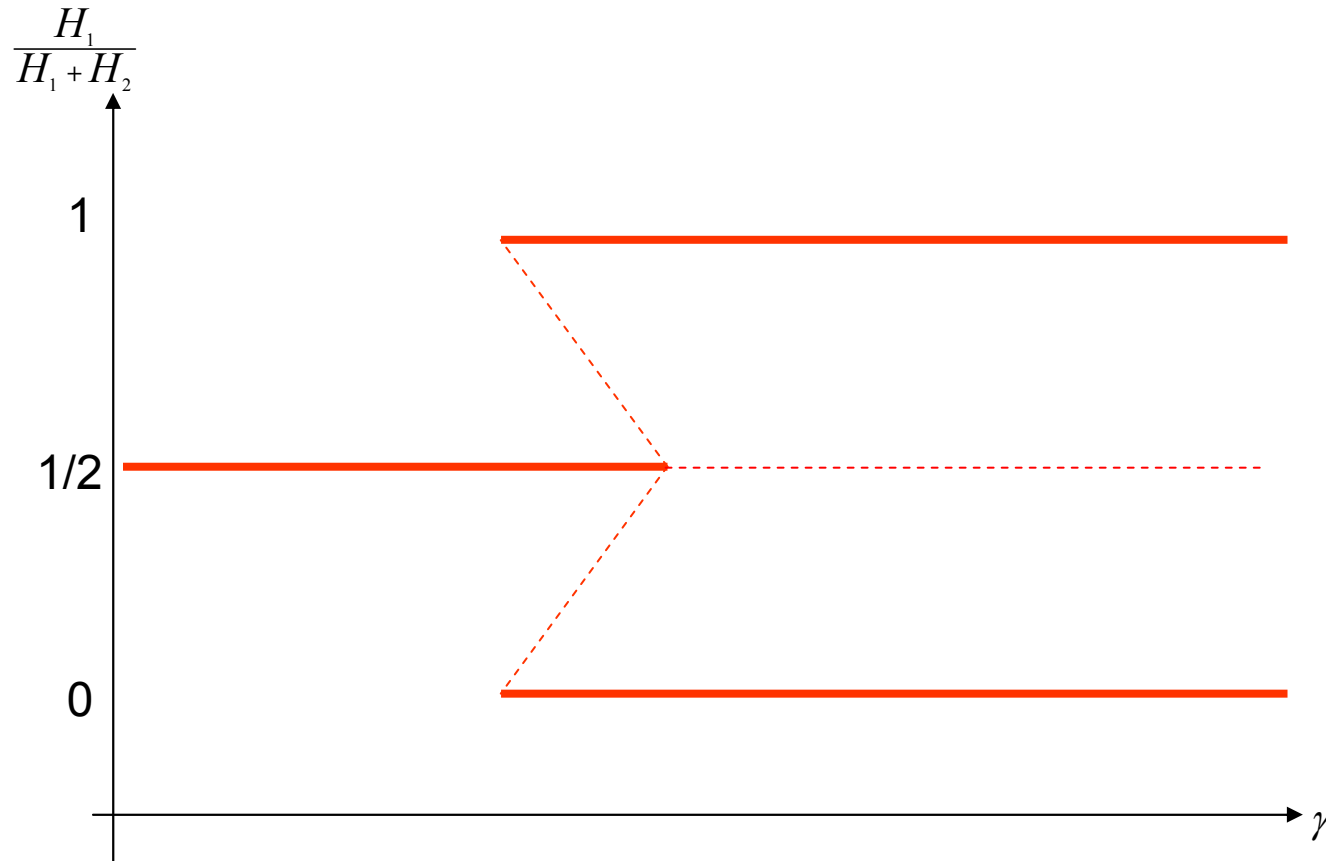
$$H_1 = H_2 = H^*$$

$$\Leftrightarrow \frac{H_1}{H_1 + \bar{L}} = \frac{H_2}{H_2 + \bar{L}}$$

muss ein Gleichgewicht  
sein, das aber instabil sein  
kann.

----- Nutzendifferenz  $V_1^H - V_2^H$       ——— nom. Lohndifferenz  $w_1^H - w_2^H$

## Illustration: Zwei identische Städte



Ähnliche Implikationen wie das Grundmodell der NÖG von Krugman (1991)

## Zusammenfassung

- Ohne Agglomerationskraft ( $\gamma=0$ ):  
Konvergenz der regionalen Humankapitalanteile
- Umkehrung gilt nicht: Konvergenz impliziert **nicht**  $\gamma=0$ !  
Externalität nicht stark genug für räumliche Konzentration
- Divergenz: Indikator für hinreichend starke Externalität, die mehrere Dispersionskräfte kompensiert (Wohnraumknappheit + neoklassischen Effekt)
- Immobile Arbeiter mit endogener Qualifikationsentscheidung, dynamisches Modell, andere Konzentrationskräfte, Gleichgewichts- vs. Ungleichgewichtsmodell

## **Datenbasis, Deskriptiver Überblick**

IAB: Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit  
Population der soz.-vers. pflichtigen Vollzeitbeschäftigten,  
Westdeutschland 1977-2002

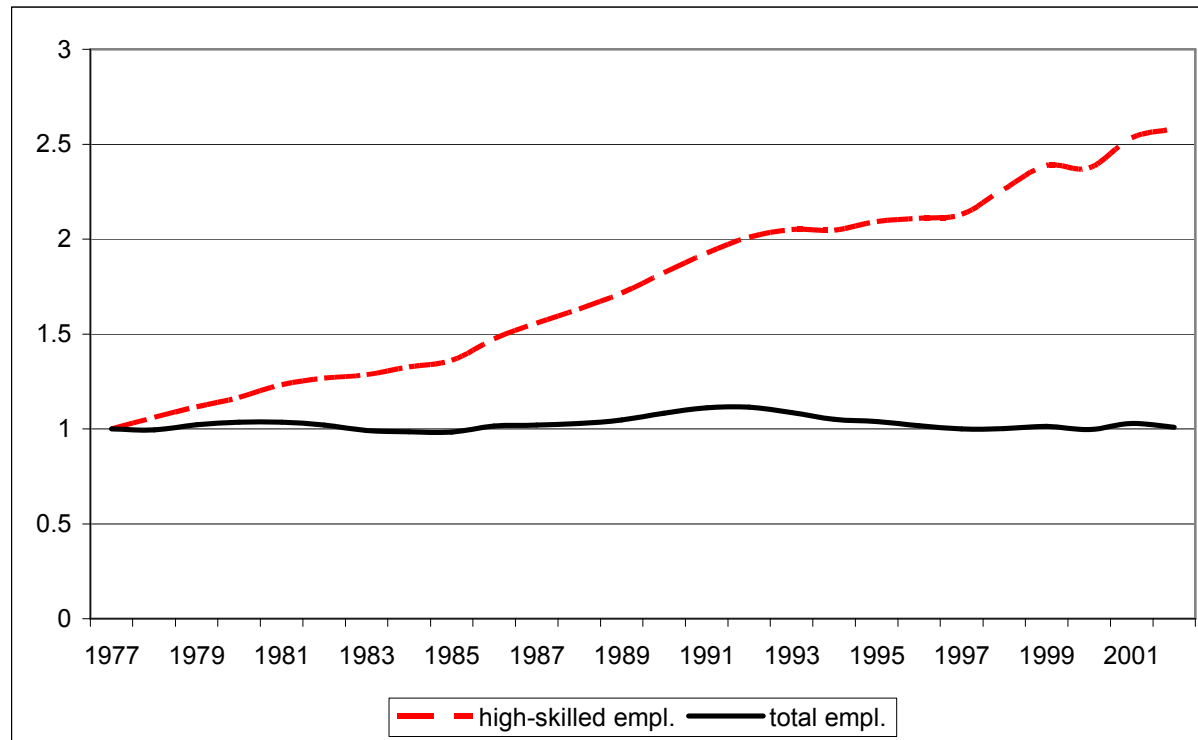
Aggregation: Lokale Branchen ( $N = 326 \times 28$  pro Jahr)

Totales Beschäftigungsniveau, Qualifikationsstruktur,  
Firmengrößenstruktur, Durchschnittslöhne, ...

StatBA: Datenbank, „Statistik regional“

Westdeutschland 1995-2002, Kreisniveau  
Wohnbevölkerung, BIP (Wertschöpfung), Bodenpreis, ...

# Deskriptiver Überblick (I)



1977=1.00

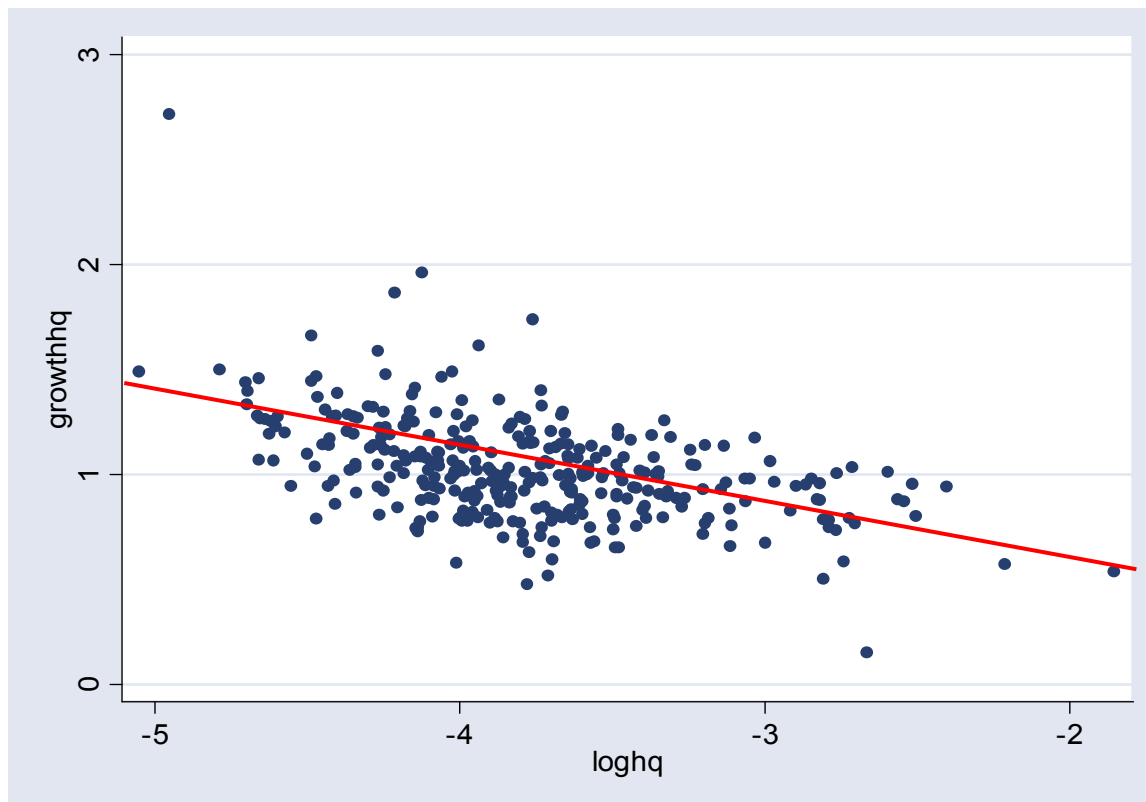
Durchschnittlicher Beschäftigungsanteil von Arbeitskräften mit Hochschulausbildung  
1977 - 3.7 %, 2002 - 9.5 %

## Deskriptiver Überblick (II)

Rank	(1) Human capital share 1977		(2) Human capital share 2002		(3) Growth of human capital share (1977-2002)	
	District		District		District	%
1	Erlangen	0.157	Erlangen	0.268	Wolfsburg	271.12
2	Outer-Munich	0.110	Darmstadt	0.232	Ingolstadt	195.55
3	Darmstadt	0.091	Inner-Munich	0.210	Erlangen-Höchstadt	186.03
4	Frankfurt a.M.	0.082	Stuttgart	0.204	Rhein-Neckar	173.35
5	Inner-Munich	0.081	Outer-Munich	0.193	Aschaffenburg	165.80
...	...	...	...	...	...	...
322	Cochem-Zell	0.009	Schwandorf	0.029	Outer-Munich	56.54
323	Regensburg	0.009	Südwestpfalz	0.028	Erlangen	53.33
324	Neustadt a.d. W.	0.008	Freyung-Grafenau	0.028	Frankenthal (Pfalz)	49.60
325	Wolfsburg	0.007	Straubing-Bogen	0.027	Cuxhaven	47.09
326	Südwestpfalz	0.006	Ansbach	0.025	Herne	14.64

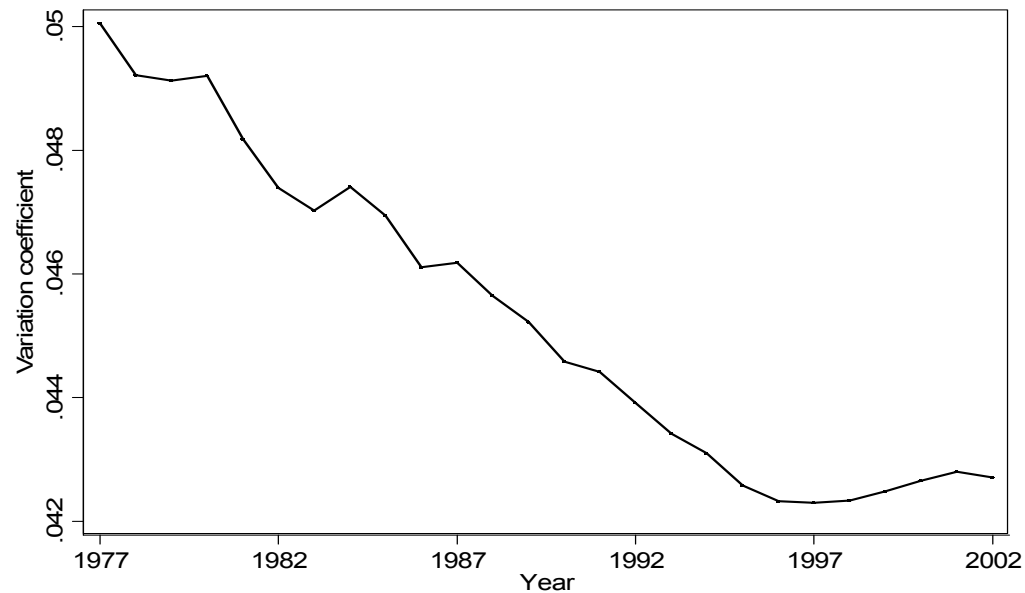
## Deskriptiver Überblick (III)

Ausgangsniveau und Wachstumsrate der lokalen Humankapitalanteile



## Deskriptiver Überblick (IV)

Variationskoeffizient der lokalen Humankapitalanteile (N=326)



→ Ähnliches Bild für NUTSII (“Regierungsbezirke”),  
Arbeitsamtsregionen (funktionale Regionen)



# Spezifikation and Empirische Resultate

## 1. Totales und qualifikationsspezifisches Beschäftigungswachstum auf regionaler Ebene

1a) Einfache OLS Regressionen

1b) Statische Panelregressionen (FE/RE)  
→ zeitinvariante regionale Heterogenität

1c) Dynamische Panelregression  
→ Endogenität, zeitliche Struktur, Robustheit

## 2. Beschäftigungswachstum in lokalen Industrien

## 3. Andere regionale Attribute (StatBA Daten)

## Long-run OLS regression

$$\text{Log}(\text{emp}_{2002}/\text{emp}_{1985}) = \alpha + \beta X_{1977} + \varepsilon$$

	Total city employment growth				Low-skilled empl. growth	Low-+ medium- empl. growth	High-skilled empl. growth
High-skilled employment share	<b>2.0309***</b> (3.10)	<b>2.1667***</b> (3.52)	<b>1.8151**</b> (2.32)	<b>2.3696***</b> (2.95)	<b>5.6802***</b> (4.37)	<b>1.9610***</b> (2.59)	<b>- 2.6714**</b> (-2.04)
Medium-skilled Employment share	<b>0.4455***</b> (3.00)	<b>0.3922**</b> (2.54)	0.2151 (1.51)	<b>0.3269**</b> (2.26)	<b>0.8896***</b> (3.64)	<b>0.3480**</b> (2.44)	- 0.0274 (-0.12)
log (total local employment level)	0.0018 (0.17)	0.0114 (1.13)	0.0019 (0.19)	0.0121 (1.14)	<b>0.0537***</b> (3.14)	0.0091 (0.89)	0.0084 (0.41)
log(empl.density)	<b>- 0.0758***</b> (- 10.57)	<b>- 0.0588***</b> (-6.64)	<b>- 0.0852***</b> (-11.42)	<b>- 0.0604***</b> (-5.80)	<b>-0.0412**</b> (-2.44)	<b>- 0.0634***</b> (-6.24)	- 0.0147 (-0.41)
large firms employment share	--	<b>- 0.3079***</b> (-3.59)	--	<b>- 0.4072***</b> (-3.87)	<b>-1.0446***</b> (-5.99)	<b>- 0.4061***</b> (-3.95)	<b>- 0.5937***</b> (-2.62)
advanced services employment share	--	--	0.1205 (0.66)	- 0.0725 (-0.39)	-0.3859 (-1.40)	- 0.1670 (-0.95)	0.2824 (0.73)
basic services employment share	--	--	<b>0.6010***</b> (3.70)	0.2941 (1.60)	<b>0.8126***</b> (2.86)	<b>0.3132*</b> (1.77)	- 0.3349 (-0.95)
modern manufacturing employment share	--	--	<b>0.2800***</b> (4.33)	<b>0.3057***</b> (4.81)	<b>0.2142**</b> (2.01)	<b>0.2703***</b> (4.45)	<b>0.5075***</b> (3.82)
constant term	0.0135 (0.10)	0.0206 (0.15)	0.0093 (0.07)	- 0.0094 (-0.07)	<b>-0.8447***</b> (-3.92)	0.0163 (0.13)	<b>0.9167***</b> (4.09)
R <sup>2</sup>	0.3515	0.3791	0.3953	0.4205	0.3918	0.4701	0.2291

# Statische Panelanalyse

$$\log(\text{emp}_{c,t}/\text{emp}_{c,t-1}) = \alpha + \mu_c + \lambda_t + \beta X_{c,t-2} + \varepsilon_{c,t}$$

$\mu_c$  – random/fixed effect

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Total empl. growth	Low-skilled empl. growth	Low-+ medium skilled empl. Growth	High-skilled empl. Growth
NUTS III, 1977-2002 NOBS = 7824	<b>0.0821***</b> (3.46)	<b>0.1689***</b> (5.21)	<b>0.0610**</b> (2.57)	<b>-0.1140***</b> (-2.66)
	RE, R <sup>2</sup> =0.4705	RE, R <sup>2</sup> =0.3853	RE, R <sup>2</sup> =0.4646	RE, R <sup>2</sup> =0.4111
NUTS III, 1995-2002 NOBS = 2608	<b>0.1311***</b> (4.47)	<b>0.2302***</b> (4.96)	<b>0.1094***</b> (3.79)	0.0093 (0.15)
	RE, R <sup>2</sup> =0.433	RE, R <sup>2</sup> =0.4094	RE, R <sup>2</sup> =0.4030	RE, R <sup>2</sup> =0.6126
NUTS II, 1977-2002 NOBS = 644	<b>0.1615***</b> (3.56)	<b>0.3066***</b> (4.83)	<b>0.1226***</b> (2.72)	<b>-0.0869*</b> (-1.66)
	RE, R <sup>2</sup> =0.8104	RE, R <sup>2</sup> =0.7462	RE, R <sup>2</sup> =0.8014	RE, R <sup>2</sup> =0.8242
Other controls	log(emp.density), empl.share medium-skilled, empl.share in large firms, empl. share in advanced services, basic services, modern manufact., constant term.			
local area fixed effects	YES	YES	YES	YES
Time period fixed effects	YES	YES	YES	YES

## Dynamische Panelanalyse (Arrelano/Bond, 1993)

	$\rho_{-1}$	$\rho_{-2}$	$\rho_{-3}$	$\rho_{-4}$
$\log(hc_{t-s})$	<b>0.6193***</b> (36.47)	<b>0.0477***</b> (3.68)	<b>0.0911***</b> (7.54)	-0.0107 (-1.08)
	NOBS: 6846      Number of groups: 326		Time fixed effect: YES	
Sargan-test overidentifying restr.	$\chi^2(290) = 308.61$ (P=0.2165)			
No second order autocorrelation	Z = -0.13 (P=0.8967)			

Spezifikation: 
$$\log(hc_{c,t}) = \mu_c + \lambda_t + \sum_{s=1}^L (\rho_s \cdot \log(hc_{c,t-s}) + \beta_s \cdot X_{c,t-s}) + \varepsilon_{c,t}$$

Resultate der autoregressiven Koeffizienten:

- kein explosiver Wachstumspfad der lokalen Humankapitalanteile
- Koeffizienten werden im Zeitablauf schnell insignifikant

**Robuste Evidenz für Konvergenz der regionalen Humankapitalanteile!**

# Beschäftigungswachstum in lokalen Industrien

- 1.) Andere räumliche Trends bei der Humankapitalverteilung innerhalb bestimmter Industriezweige (modernes verarbeitendes Gewerbe, gehobene Dienstleistungen) ?
- 2.) Einfluss des Humankapitalbestands in Industriezweig i auf das Wachstum qualifizierter Beschäftigung in Industriezweig j (Effekte *zwischen* Industrien)

Spezifikation: statische Panelanalyse

Abh. Var.: qualifikationsspez. Beschäftigungswachstum (t+1), Industrie i, Region c

Kontrollvar.: Anteil qualif. Beschäftigter in t-1 (instrumentiert), andere Standardvariablen,

$$\text{aggregate city human capital}_{i,c} = \frac{\text{high} - \text{skilled}_c}{\text{emp}_c} - \frac{\text{high} - \text{skilled}_{i,c}}{\text{emp}_{i,c}}$$

$$\text{skill specialization}_{i,c} = \sum_{s=1, s \neq i}^S \left| \frac{\text{high} - \text{skilled}_{s,c}}{\text{emp}_{s,c}} - \frac{\text{high} - \text{skilled}_s}{\text{emp}_s} \right|$$

## Resultate

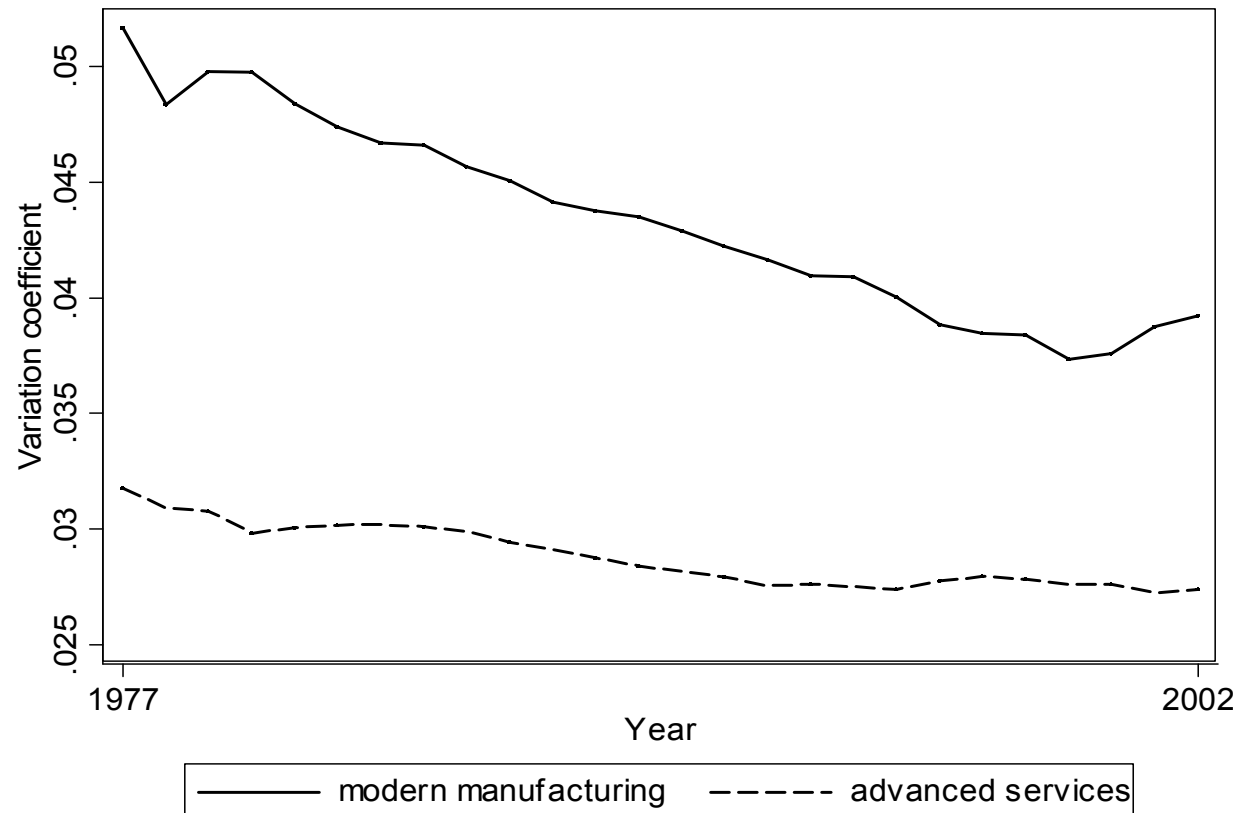
	(1)	(2)	(3)	(4)
dependent variable: high-skilled employment growth rate (i,c)	<b>Modern manufacturing</b>	<b>Advanced services</b>	<b>Traditional manufacturing</b>	<b>Basic services</b>
own-industry empl.share high-skilled	<b>- 3.3759***</b> (-4.42)	<b>- 1.5247***</b> (-2.84)	<b>- 12.711***</b> (-3.96)	<b>- 11.292***</b> (-4.23)
aggregate city empl.sh. high-skilled	<b>4.2036**</b> (2.11)	<b>3.2117**</b> (2.55)	0.6184 (0.28)	0.3608 (0.10)
Skill specialization	0.1080 (0.50)	<b>0.4098**</b> (2.37)	-0.0007 (-0.01)	0.5078 (1.49)
Other control variables	log(emp.density <sub>c</sub> ), empl.share in large firms <sub>i,c</sub> , fixed effects, constant term.			
Fixed effects	Time period, Industry, Local area			
FE/RE model	FE	FE	FE	FE
NOBS	3912	4890	9511	3912
R <sup>2</sup>	0.0132	0.0168	0.0195	0.0270

t-value in parentheses. significance levels: \*\*\*) 1%, \*\*) 5%, \*) 10%.

Growth periods: 1980-1985, 1988-1993, 1996-2002. Control variables, respectively, for 1977, 1985, 1993.

- Konvergenz stärker bei den einfachen Dienstleistungen und dem traditionellen verarbeitenden Gewerbe, aber auch präsent in den „modernen Industriezweigen“
- Positive Effekte zwischen den Industrien erkennbar bei den „modernen Industriezweigen“

→ Räumlicher Trend der Humankapitalverteilung innerhalb der einzelnen Wirtschaftszweige unterscheidet sich nur hinsichtlich der Stärke vom regionalen Durchschnittsverlauf



## Andere regionale Attribute (StatBA Daten, 1995-2002)

Durchschnittslöhne, Bodenpreis, BIP pro Kopf, durchschnittliche Arbeitproduktivität

Motiviert durch Shapiro (RevStat, 2006): Interpretation der positiven Korrelation zwischen Humankapitalanteil und totalem regionalen Beschäftigungswachstum

- a) Einfluss auf regionale Produktivität?
- b) Reine Konsumexternalität?

Wirkungskanal b): Starker Einfluss des Humankapitalanteils auf Bodenpreise, schwacher oder kein Einfluss auf Löhne, Produktivität

Spezifikation: Statische Panelregression mit FE/RE

$$\log(y_{c,t}) = \alpha + \mu_c + \lambda_t + \beta_1 \log(hc_{c,t-1}) + \beta_2 X_{c,t-1} + \varepsilon_{c,t}$$



## Löhne, Bodenpreise, Produktivität, BIP pro Kopf

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Log(average wage <sub>t</sub> )	Log(GDP <sub>t</sub> /empl <sub>t</sub> )	Log(land price <sub>t</sub> )	Log(GDPpc <sub>t</sub> )
Log(High-skilled employment share <sub>t-1</sub> )	<b>0.0527***</b> (17.76)	<b>0.0859***</b> (7.42)	0.0851 (0.90)	0.0216 (1.55)
Log(population density <sub>t-1</sub> )	<b>0.0186***</b> (8.43)	0.0048 (0.76)	<b>1.2927***</b> (2.76)	<b>- 0.5037***</b> (-7.28)
Other controls	log(employment), empl.share in large firms, advanced services, basic services, modern manufacturing, constant term.			
local area fixed	YES	YES	YES	YES
time period fixed	YES	YES	YES	YES
FE/RE model	RE	FE	RE	RE
R <sup>2</sup>	0.8047	0.4550	0.3100	0.0584

- Starker Einfluss auf Löhne und Arbeitsproduktivität
- Kein signifikanter Effekt auf BIP pro Kopf (vermutlich wegen Pendlereffekt)
- Kein signifikanter Effekt auf Bodenpreise

# Zusammenfassung der Ergebnisse

1. Regionen mit einem hohen Humankapitalanteil weisen ein stärkeres *totales* Beschäftigungswachstum auf. Die Ursache ist ein positiver Effekt auf die regionale Durchschnittsproduktivität
2. Die Humankapitalanteile der deutschen Landkreise haben sich im Zeitablauf tendenziell angeglichen. Dieser Anteil ist in allen deutschen Regionen angestiegen, aber das Wachstum war in Landkreisen mit geringem Ausgangsniveau starker.  
(→ *KONVERGENZ DER REGIONALEN HUMANKAPITALANTEILE*)
3. Die Stärke der Konvergenz unterscheidet sich zwischen den Wirtschaftszweigen, aber selbst in modernen Branchen lässt sich keine regionale Divergenz der Humankapitalanteile erkennen.

# Vergleich mit den USA

## **Fakt 1** (“Smart city”-Hypothese)

→ Wohl dokumentiert in der Literatur, bislang aber nur für die USA  
Simon (1998, 2004), Glaeser/Saiz (2004), Shapiro (2006)

## **Fakt 2** (Konvergenz vs. Divergenz der regionalen Humankapitalanteile)

→ Divergenz in den USA (Moretti 2004, Berry/Glaeser 2005, Wheeler 2006);  
Konvergenz in Westdeutschland

## **Fakt 3** (Branchenspezifische Entwicklungen)

→ Keine vergleichbare Evidenz für die USA (oder für andere Länder).

# Interpretation der Evidenz und Politikimplikationen

Humankapitalexternalitäten existieren in Deutschland, aber sie sind nicht stark genug um zu einem räumlichen Konzentrationsprozess der qualifizierten Beschäftigten zu führen.

- Empirische Evidenz zu Externalitäten (Effekt auf Nominallohne) in den USA:  
Moretti 2004; Rauch 1993. Glaeser/Marè 2001; Yankow 2006  
Evidenz für Deutschland: Moeller/Haas (2003)
- Im Rahmen des theoretischen Modells: Externalität ist stärker als der neoklass. Effekt, aber nicht stärker als neoklass. Effekt + Hauspreiseffekt
- Regionalpolitische Implikationen
  - Positive regionale Effekte durch „Ansiedlung“ hoch qualifizierter Beschäftigter
  - Konvergenztrend ermutigend für strukturschwache Regionen

# Interpretation der Evidenz und Politikimplikationen

Was könnte die Unterschiede zu den USA erklären?

- Kleinere geographische Dimensionen und höhere Bevölkerungsdichte in Deutschland als in den USA
  - Ländliche Gebiete sind in Deutschland nicht so stark entlegen, Kombination der Vorteile „städtischen“ und „ländlichen“ Lebens
  
- Effekte pro-dispersiver Regionalpolitik bei gleichzeitig geringer ausgeprägter Arbeitsmobilität in Deutschland
  - Beispiel: Universitätsgründungen seit den 60er Jahren
  
- [...]